فصلنامه علمی اقتصاد و بانکداری اسلامی، شماره چهل و هفتم، تابستان ۱۴۰۳- صفحات ۸۶-۶۱

بررسی اثر سرریز بازده میان طلا، دلار، یورو با سهام گروه‌های منتخب بورس بهادار تهران[۱]

نوع مقاله: پژوهشی

رحیم نوین[۲]
رؤیا آل‌عمران[۳]
سیدعلی پایتختی اسکوئی[۴]

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۱/۸ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۲/۱۱

چکیده

داشتن پرتفوی سرمایه‌گذاری با حداقل ریسک و بیشینه بازدهی، بهینه پارتویی است که تمام سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی به‌دنبال آن هستند. نیل به این هدف با توجه به آرمان‌گرایانه بودن آن ممکن نیست و افراد تنها می‌توانند به این وضعیت بهینه نزدیک شوند. با این حال، اصل اساسی در چینش سبد سرمایه‌گذاری، داشتن دارایی‌های مالی با حداقل همبستگی با هم در پرتفوی است. این امر به‌منظور کاهش دادن اثر سرریز بازده میان دارایی‌های سبد مزبور دنبال می‌شود. این امر دلیلی است تا این مطالعه به بررسی سرریز بازده میان دارایی‌هایی همچون، طلا، دلار، یورو و شاخص‌های عمده بورسی همچون شاخص گروه خودرویی، بانکی و شیمیایی برای بازه روزانه از ۴ شهریور ۱۳۹۷ تا ۲۴ اسفند ۱۴۰۱ با استفاده از رویکرد ARCH بپردازد. نتایج مدل‌های EGARCH(1,2)،EGARCH(1,1)، GARCH(1,2)، GARCH(2,2) و AR(2) به‌ترتیب برای شاخص گروه بانکی، شاخص گروه شیمیایی، طلا، یورو و دلار که مبنای معیارهای اطلاعاتی انتخاب شده‌اند، نشان داد که اثر سرریز دارایی‌های مورد بررسی بر هم با هم متفاوت است.

واژگان کلیدی: سرریز، طلا، یورو، دلار، سهام، EGARCH، GARCH، بورس بهادار تهران
طبقه بندی JEL: C22، G11، F33، E61، D81

---

۱ این مقاله مستخرج از رساله دکترای نویسنده اول در دانشگاه آزاد واحد تبریز است

[۲]دانشجوی دکتری گروه اقتصاد واحد تبریز، دانشگاه آزاد اسلامی تبریز، ایران R.novin54@yahoo.com
[۳]دانشیار، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد، تبریز، ایران (نویسنده مسئول) Aleemran@iaut.ac.ir
[۴] دانشیار، گروه اقتصاد، واحد تبریز، دانشگاه آزاد، تبریز، ایران Paytakhti@iaut.ac.ir

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

مقدمه

چینش بهینه پرتفوی (سبد سهام) سرمایه‌گذاری برای سرمایه‌گذاران در سرتاسر جهان بسیار مهم است. سرمایه‌گذاران به‌منظور کاهش ریسک پرتفوی خود نیازمند متنوع‌سازی آن هستند. این امر در صورتی امکان‌پذیر است که بازده و ریسک دارایی‌های موجود در پرتفوی با یکدیگر همبستگی کمتری داشته‌باشند. به‌عبارت دیگر، هر چه درجه همبستگی بین دو دارایی یا دو اقتصاد کمتر باشد، مزیت تنوع بیشتر است (مارکوویتز،[۱] ۱۹۵۲). برای این منظور عموماً سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی اقدام به خرید دارایی‌هایی با ویژگی‌های متمایز از هم می‌کنند. با این حال، بازارهای مالی دارای همبستگی اجتناب‌ناپذیر با هم و با اخبار اقتصادی و سیاسی هستند که این موضوع می‌تواند ریسک کلی سبد را در یک زمان بالا ببرد.

در میان دارایی‌های مالی، طلا یک طبقه دارایی مهم است که ویژگی‌های فیزیکی این فلز گران بها به آن نقش مهمی به‌عنوان ذخیره ارزش می‌دهد، به‌ویژه در مواقع عدم‌اطمینان سیاسی و اقتصادی. در نتیجه، علاقه مستمری به نقش و تأثیر طلا بر بازارهای مالی توسط سرمایه‌گذاران به ویژه وجود داشته است. درک ماهیت وابستگی متقابل بین طبقات مختلف دارایی برای انتخاب سبد سرمایه‌گذار مهم است. لا ورنی[۲] (۲۰۰۳) در بررسی رفتار بازده سهام، اوراق قرضه و طلای ایالات متحده فقدان همبستگی بین بازده طلا و سایر دارایی‌های مالی را یافت و این امر را با این واقعیت مرتبط دانست که بازده طلا با متغیرهای کلان اقتصادی همبستگی ندارد، در حالی که بازده سهام و اوراق قرضه همبستگی دارد. او به این نتیجه رسید که شواهد حاکی از آن است که طلا تنوع خوبی در سبد سهام ایجاد می‌کند. یافته‌های بائور و لوسی[۳] (۲۰۰۹) از داده‌های روزانه طلا، اوراق قرضه و سهام ایالات متحده آمریکا، بریتانیا، و آلمان از ۳۰ نوامبر ۱۹۹۵ تا ۳۰ نوامبر ۲۰۰۵ نشان داد که طلا در شرایط حدی بازار سهام، اما تنها برای دوره‌های بسیار کوتاه، محافظی در برابر سهام و پناهگاهی امن است. از سوی دیگر، رشد مداوم و سریع تجارت جهانی و جابه‌جایی سرمایه در جهان امروز، نرخ ارز را به یکی از مولفه‌های اساسی تعیین‌کننده سودآوری بنگاه‌های اقتصادی و سودآوری سهام آنها تبدیل کرده است (کیم،[۴] ۲۰۰۳). این امر منجر به تسریع انتقال نوسانات ناشی از تصمیمات سیاسی و اقتصادی کشورهای بزرگ شده که می‌تواند ریسک پرتفوی سرمایه‌گذاری بین‌المللی و حتی داخلی را افزایش دهد (کاناس،[۵] ۲۰۰۰). بر این اساس، درک رابطه میان

۱ Markowitz
۲ Lawrence
۳ Baur & Lucey
۴ Kim
۵ Kanas

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

سرمایه‌گذاری داخلی و بین‌المللی در پوشش ریسک و تنوع بخشی بهینه به پرتفوی کمک‌کننده خواهد بود.

در ایران نیز یکی از چالش‌های پیش روی سرمایه‌گذاران بازارهای مالی داخلی حفظ ارزش دارایی‌های مالی خود با توجه به‌شدت نااطمینانی اقتصادی و سیاسی به‌خصوص در سال‌های اخیر است. با عنایت به اینکه بیشتر اقلام موجود در پرتفوی سرمایه‌گذاران داخلی معطوف به طلا، دلار، یورو و سهام در بورس اوراق‌بهادار تهران است، لذا این مطالعه به‌دنبال بررسی اثر وابستگی میان این دارایی‌ها با مطالعه اثر سرریز بازده با استفاده از مدل‌های واریانس شرطی با استناد به ایده مطالعات آبوسدرا و همکاران[۱] (۲۰۲۰)، آنتوناکیس و بادینگار[۲] (۲۰۱۶) و میش را و همکاران[۳] (۲۰۰۷) می‌باشد. داده‌های اطلاعاتی این تحقیق به‌صورت روزانه از ۲۸ مرداد ۱۳۹۷ تا ۱۹ اردیبهشت ۱۴۰۱ با توجه به اطلاعات موجود در پایگاه‌های اطلاعاتی می‌باشد. در واقع این تحقیق به‌دنبال یافتن پاسخی برای پرسش‌های زیر است:

۱- اثر سرریز بازده میان بازار ارز و طلا چقدر است؟

۲- اثر سرریز بازده میان بازار ارز و بازار سهام چقدر است؟

۳- اثر سرریز بازده میان بازار طلا و بازار سهام چقدر است؟

۱. ادبیات موضوع

طلا دارای سه ویژگی حیاتی می‌باشد که در مجموع آن را از سایر کالاها متمایز می‌کند: اولاً، طلای ارزیابی شده همگن است. ثانیاً، طلا غیرقابل تخریب و قابل تعویض می‌باشد. ثالثاً، موجودی ذخایر سطح زمینی نسبت به تغییرات تقاضای جریان زیاد است. یکی از پیامدهای این ویژگی‌ها کاهش چشمگیر وقفه‌های زمانی با توجه به هزینه‌های جستجوی پایین و بازار لیزینگ به‌خوبی توسعه یافته است. این امر باعث شده که بین بازده طلا و بازده بازارهای سهام همبستگی کم تا منفی وجود داشته‌باشد (لا ورنی، ۲۰۰۳). بر این اساس، طلا را می‌توان در سبد دارایی‌های مالی گنجاند، زیرا سرمایه‌گذاران می‌توانند از مزایای تنوع ناشی از همبستگی کمتر از کامل طلا با این دارایی‌ها بهره‌مند شوند. قیمت‌های بالای طلا را می‌توان با تجارت ترس مرتبط دانست، به‌طوری که قیمت طلا به‌دلیل ترس سرمایه‌گذاران از ضعیف بودن بازار سهام در آینده افزایش می‌یابد.

---

۱ Abosedra et al.

۲ Antonakakis & Badinger

۳ Mishra et al.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

رابطه میان قیمت سهام و نرخ ارز نیز توسط مدل جریان‌گرا (دورنبوش و فیشر، ۱۹۸۰) و مدل سهم‌گرا (برانسون و هندرسون، ۱۹۸۵؛ فرانکل، ۱۹۹۲) طراحی شده‌است. مدل جریان‌گرا بیانگر رابطه مثبت بین نرخ ارز و قیمت سهام است. بر مبنای این مدل، نرخ ارز توسط تراز حساب جاری یا تراز تجاری یک کشور معین می‌گردد. مدل سهام‌گرا نیز بیان می‌کند که نرخ ارز را عرضه و تقاضای دارایی‌های مالی، توسط صاحبان سهام و اوراق قرضه تعیین می‌کند. محققان این مدل را مدل تراز پرتفوی نیز نام می‌نهند. بر اساس این مدل، بین قیمت سهام و نرخ ارز رابطه منفی وجود دارد. این مدل، نرخ ارز را به‌عنوان قیمت یک دارایی در نظر می‌گیرد. با توجه به اینکه قیمت دارایی‌ها بر اساس قیمت‌های مورد انتظار دارایی‌ها در تعیین قیمت کنونی آنها مؤثر است، لذا نرخ ارز نیز متأثر از نرخ‌های ارز مورد انتظار می‌باشد. با این حال، عواملی که می‌تواند باعث تغییر در نرخ ارز شوند ممکن است با عواملی که باعث تغییر در قیمت سهام می‌شوند، متفاوت باشد. در چنین شرایطی می‌توان انتظار داشت که هیچ رابطه‌ای بین قیمت سهام و نرخ ارز وجود نداشته‌باشد. در این رابطه، گرین وود (۲۰۰۵) دو رویکرد اصلی را شناسایی می‌کند: رویکرد سنتی و رویکرد مدیریت پرتفوی. این رویکردها کانال‌هایی را توصیف می‌کنند که از طریق آن‌ها تغییرات در نرخ ارز به قیمت سهام و بالعکس انتقال می‌یابد.

۱-۱- رابطه بازار سهام و طلا

تقاضا برای طلا تقریباً به سه دسته طبقه‌بندی می‌شود: اول، تقاضا برای مصارف صنعتی و تولیدی که بسیاری از آن برای اهداف جواهرسازی و کاربرد در صنایع متعدد استفاده می‌کنند، به‌عنوان مثال در صنایع بهداشتی، الکترونیک و شیمیایی. دوم، تقاضا برای استفاده به‌عنوان دارایی توسط بانک‌های مرکزی به‌عنوان ذخیره ارزش. بر این اساس، گاهی اوقات بانک‌های مرکزی درگیر خرید و فروش طلا می‌شوند (برنز،[۱] ۱۹۹۷). سوم، تقاضا به‌عنوان یک دارایی سرمایه‌گذاری، جایی که توسط دولت‌ها، مدیران صندوق و افراد به‌عنوان سرمایه‌گذاری استفاده می‌شود (قوش و همکاران،[۲] ۲۰۰۴). با توجه به نوع سوم تقاضا، صندوق‌های قابل معامله در بورس[۳] (ETF) که قیمت طلا را مشخص می‌کنند، سرمایه‌گذاری طلا را برای چندین سال تسهیل می‌کنند. در مورد عوامل سمت عرضه، طلا از طریق استخراج معادن، ضایعات فرآورده‌های طلا و فروش توسط بانک‌های مرکزی تأمین می‌شود.

---

۱ Burns

۲ Ghosh et al.

۳ Exchange -Traded Funds

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

بر مبنای مطالعه بائور و لوسی (۲۰۱۰) طلا یک پوشش برای سهام در ایالات متحده آمریکا و بریتانیا است، اما در آلمان نه. مهمتر از همه، نتایج حاکی از آن است که طلا تنها در شرایط منفی شدید بازار سهام به‌عنوان پناهگاه امن در برابر سهام عمل می‌کند. افزون بر آن، خرید طلا پس از یک شوک شدید بازار سهام، بازده مثبت طلا را در ایالات متحده آمریکا به‌همراه دارد. بائور و مکدمورت (۲۰۱۰) بیان می‌دارند که طلا یک حائل و پناهگاه امن برای تمام بازارهای اروپایی و ایالات متحده آمریکا است، اما این امر برای کشورهای عضو گروه BRIC، استرالیا، کانادا و ژاپن برقرار نمی‌باشد.

کودرت و ریموند[۱] (۲۰۱۱) در تایید نتایج مطالعه بائور و مکدمورت (۲۰۱۰) بیان داشتند که طلا به‌عنوان یک پناهگاه امن در برابر همه شاخص‌های سهام بازارهای توسعه‌یافته واجد شرایط است. این نتیجه برای بحران‌هایی که به‌عنوان رکود یا بازارهای نزولی تعریف می‌شوند صادق می‌باشد، زیرا کوواریانس مشروط بین بازده طلا و سهام در همه موارد منفی یا صفر است. علاوه بر این، طلا به‌طور متوسط نه در دوران رکود و نه در بازارهای نزولی با بازده سهام همراه نیست. به‌طور دقیق‌تر، طلا در بیشتر موارد یک پناهگاه امن ضعیف است، زیرا همبستگی آن با سهام تفاوت قابل توجهی با صفر در زمان بحران ندارد.

۲-۱-رویکرد سنتی به رابطه میان بازار سهام و بازار ارز

بر اساس رویکرد سنتی، افزایش (کاهش) در ارزش پول ملی دارای دو اثر متفاوت است. اولاً، منجر به کاهش (افزایش) بدهی‌های ارزی می‌شود. به‌بیان بهتر، بدهی‌های معوق بنگاه‌های داخلی کم ارزش‌تر (پر ارزش‌تر) شده و در نتیجه آنها در بازپرداخت بدهی باید پول داخلی کمتری (بیشتری) را برگردانند. این امر منجر به بهبود (بدتر شدن) جریانات نقدی بنگاه‌ها خواهد شد. دوماً، بنگاه‌های داخلی که در فعالیت‌های تولیدی خود به‌شدت متکی به نهاده‌های وارداتی می‌باشند، کاهش (افزایش) هزینه‌های تولید را تجربه خواهند نمود. بر این اساس، وابستگی متقابل بین قیمت سهام و نرخ ارز توسط رویکرد سنتی تا حدودی قابل پیش‌بینی است. با این وجود، این امر که بازار سهام تحت سلطه واردکنندگان یا صادرکنندگان است، در پیش‌بینی دقیق میزان همبستگی و جهت آن اهمیت خواهد داشت. همین امر منجر به ایجاد نااطمینانی در پیش‌بینی‌های رویکرد سنتی می‌شود (الویی،[۲] ۲۰۰۷). با این حال، در حالت کلی می‌توان بیان نمود که نوسانات نرخ ارز اگر منجر به

---

۱ Coudert & Raymond

۲ Aloui

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

نوسانات جریان نقدی شود، عدم اطمینان بازار افزایش یافته و این امر باعث نوسان قیمت سهام می‌شود (حازیمی و لیو،[۱] ۲۰۰۴).

۳-۱- رویکرد مدیریت پرتفوی به رابطه بازار سهام و بازار ارز

در رویکرد مدیریت پرتفوی نقش حساب سرمایه و حرکت در دارایی‌های فرامرزی بررسی می‌گردد. در این رویکرد، نرخ ارز توسط نیروهای عرضه و تقاضا در بازار تعیین می‌شود. در این حالت، افزایش قیمت سهام منجر به جذب جریان سرمایه بین المللی به داخل شده و این امر تقاضا برای پول ملی را افزایش می‌دهد. این موضوع متناسب با افزایش ورود ارز خارجی به داخل کشور به‌دنبال ورود سرمایه می‌باشد که در نهایت به رشد ارزش پول ملی و نرخ بهره داخلی خواهد انجامید. عکس این امر نیز برقرار است. در این خصوص، ریگوبون و ساک[۲](۲۰۰۳، ۲۰۰۴) اظهار می‌دارند که واکنش نرخ بهره به قیمت سهام را می‌توان با یک سیاست پولی انقباضی کنترل نمود تا احتمال حبابی شدن بازار سرمایه کاهش یابد. این توصیه به این دلیل است که نرخ‌های بهره بالاتر منجر به جریان‌های ورودی سرمایه بیشتری می‌شود که می‌تواند به افزایش ارزش بیشتر پول انجامد (حازیمی و لیو، ۲۰۰۴). این رویکرد نشان‌می‌دهد که تغییرات در قیمت سهام می‌تواند منجر به تغییر در نرخ ارز شود.

۴-۱- تصمیمات سرمایه‌گذاران بین‌المللی و بازارهای ارز و سهام

منطق آربیتراژ در نظام سرمایه بین‌المللی باعث شده که سرمایه‌گذاران بین‌المللی از اقتصادهای پیشرفته که دارای نرخ بهره پایینی می‌باشند، اخذ وام نموده و آن را در اقتصادهای نوظهور که نرخ بهره عموماً بالاتری دارند، سرمایه‌گذاری نمایند. این امر منجر به جریان سرمایه بین‌المللی شده و بیانگر دلیل جریانات ورودی سرمایه به کشورهایی با نرخ‌های بهره بالاتر است (سالیدا و سان،[۳] ۲۰۱۱).

بر اساس هر دو رویکرد سنتی و مدیریت پرتفوی میان نوسانات نرخ ارز و نوسانات قیمت سهام رابطه مثبتی وجود دارد. نوسانات نرخ ارز منجر به ایجاد عدم اطمینان در جریان نقدینگی برای شرکت‌ها شده و این امر در بازار سهام به‌صورت افزایش تعداد معاملات منعکس می‌شود، زیرا سرمایه‌گذاران خارجی در این صورت در پی کاهش ریسک پرتفوی خود خواهند بود. این امر منجر

---

۱ Huzaimi & Liew

۲ Rigobon & Sack

۳ Psalida & Sun

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

به افزایش نوسانات قیمتی سهام شده که در نتیجه آن، عدم اطمینان در بازار سهام برای کل سرمایه‌گذاران افزایش خواهد یافت.

بی‌ثباتی در بازار سهام می‌تواند باعث خروج سرمایه (به‌خصوص سرمایه خارجی) و ایجاد نوسانات در نرخ ارز شود. با این حال، محققان در این رابطه به نتایج متفاوتی دست‌یافته‌اند. به‌عنوان مثال، فیلاکتیس و راوازولو[۱] (۲۰۰۵) بیان می‌دارند که تغییرات در قیمت سهام منجر به تغییر در نرخ ارز می‌شود. این در حالی است که حازیمی و لیو (۲۰۰۴) بر این عقیده‌اند که نرخ ارز منجر به تغییرات در قیمت سهام می‌شود. فیلاکتیس و راوازولو (۲۰۰۰) نیز علیت یک طرفه از قیمت سهام به نرخ ارز را ممکن می‌دانند. هوزایمی و لیو (۲۰۰۴) نیز علیت دوسویه بین نرخ ارز و قیمت سهام در مالزی را تایید نمودند. با این حال، در تایلند علیت یک‌طرفه از نرخ ارز به قیمت سهام تایید شد. مطالعات تجربی در مورد رابطه میان قیمت سهام و نرخ ارز به‌طور سنتی بر گشتاور اول متغیرها متمرکز بوده است. علاوه بر این، برخی مطالعات بر گشتاورهای بعدی نرخ ارز و قیمت سهام تأکید کرده‌اند که بیشتر در کشورهای توسعه‌یافته انجام شده و کاربرد آنها در کشورهای در حال توسعه با عنایت به نادیده گرفتن تحولات سریع در این کشورها، ممکن نیست (به‌عنوان مثال، کاناس، ۲۰۰۰؛ یانگ و دونگ،[۲] ۲۰۰۴؛ الویی، ۲۰۰۷).

امروزه آزادسازی حرکت سرمایه، بهبود سطح فناوری و افزایش تعداد ابزارها در بازارهای مالی، از عواملی است که منجر به افزایش سرعت واکنش بازارهای مالی به اطلاعات جدید می‌شود. در این حالت، دو اتفاق در پی آربیتراژ برای سایر دارایی‌ها می‌تواند رخ دهد. اول، تغییر در بازده دارایی‌ها می‌تواند بازگشت به میانگین سایر دارایی‌ها را تغییر دهد که به آن سرریز متوسط[۳] اطلاق می‌شود. دوم، این امر می‌تواند از جنبه نوسان رخ دهد، به‌طوری که زمانی که نوسان در بازده شروع شد، مدتی طول می‌کشد تا کاهش یابد که به آن سرریز نوسان[۴] می‌گویند. این موضوع به رفتار تو امان دارایی‌ها مربوط شده و در فرآیند تصمیم‌گیری عوامل اقتصادی و سیاست‌گذاران اثرگذار و مهم است.

۲- مبانی تجربی تحقیق

۱ Phylaktis & Ravazzolo
۲ Yang & Doong
۳ Mean spillover
۴ Volatility spillover

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

مطالعات متعددی در زمینه سرریز بازده و نوسانات در بازارهای مالی وجود دارد. بیشتر متون همانند احمد و همکاران[۱] (۲۰۰۵)، چانگ و ان جی[۲] (۱۹۹۲) و لی[۳] (۲۰۰۷) به بازده و اثر سرریز نوسان در بازارهای سهام پرداخته‌اند. اثر سرریز نوسانات از بازارهای سهام ایالات متحده و ژاپن به چهار بازار آسیایی توسط لیو و پان[۴] (۱۹۹۷) شناسایی شد که به این نتیجه رسیدند که بازارهای ایالات متحده در انتقال اطلاعات تأثیرگذارتر هستند. پذیرش یک ارز مشترک توسط اتحادیه اروپا به افزایش سطح یکپارچگی بین کشورهای اروپایی و ارائه شواهدی از اثرات سرریز قوی کمک کرد (ملی،[۵] ۲۰۰۳؛ ساوا و همکاران،[۶] ۲۰۰۴). دیبولد و یلماز (۲۰۰۹) و انگل و همکاران[۷] (۲۰۱۲) اثر سرریز را در میان کشورهای آسیای شرقی با استفاده از روش تجزیه واریانس بررسی کردند.

تعدادی از ادبیات وجود دارد که سعی در شناسایی اثر سرریز از یک بازار مالی به بازارهای دارایی دیگر دارد. سرریز نوسانات از قیمت نفت خام به بازارهای سهام در ژاپن، نروژ، بریتانیا و ایالات متحده توسط آگرن[۸] (۲۰۰۶) مورد مطالعه قرار گرفت و با شواهد قوی از سرریز به نتیجه رسید. یک سرریز نوسان دو طرفه توسط چولیا و تورو[۹] (۲۰۰۸) بین بازار سهام یورو و بازارهای آتی اوراق قرضه شناسایی شد. همچنین، یک سرریز نوسان قابل توجه از بازار سهام به بازار ارز برای فرانسه، ایتالیا، ژاپن و ایالات متحده توسط یانگ و دونگ[۱۰] (۲۰۰۴) شناسایی شد. سولنیک[۱۱] (۱۹۷۴) و التون و گروبر[۱۲] (۱۹۹۲) دریافتند که سودآوری پرتفوی بین‌المللی تنها در صورتی امکان‌پذیر است که سطح پایینی از همبستگی بین بازارهای سهام ملی و بازارهای اوراق قرضه وجود داشته‌باشد. دوماس و سولنیک[۱۳] (۱۹۹۵) و دسانتیس و جرارد[۱۴] (۱۹۹۸) بیان نمودند که قرار گرفتن در معرض ریسک ارزی عامل تعیین‌کننده بازده سهام بین‌المللی است.

---

۱ Ahmad *et al.*
۲ Cheung & Ng
۳ Li
۴ Liu & Pan
۵ Melle
۶ Savva et al.
۷ Engle et al.
۸ Agren
۹ Chuliá & Torro
۱۰ Yang & Doong
۱۱ Solnik
۱۲ Elton & Gruber
۱۳ Dumas & Solnik
۱۴ De Santis & Gerard

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

مطالعات آگاروال (۱۹۸۱)، سونن و هنیگار[۱] (۱۹۸۸) و رول[۲] (۱۹۹۲) رابطه بین سهام و بازارهای ارز خارجی را بررسی کردند. در این میان، آگاروال (۱۹۸۱) و رول (۱۹۹۲) دریافتند که تجدید ارزیابی دلار آمریکا رابطه مثبتی با بازده بازار سهام دارد، در حالی که سونن و هنیگار (۱۹۸۸) رابطه منفی بین بازار دلار آمریکا و بازده بازار سهام را مشاهده نمودند.

سرریز نوسانات بین بازارهای ارز توسط کوسندا و همکاران[۳] (۲۰۱۱) با در نظر گرفتن ارزهای اروپای مرکزی و نرخ ارز یورو / دلار شناسایی شد. آنها به این نتیجه رسیدند که شواهد قوی از سرریز وجود دارد و سرریزهای نوسان تمایل به افزایش در دوره‌هایی دارند که با عدم اطمینان بازار مشخص می‌شود. نیکولاوس[۴] (۲۰۱۲) سرریز در بازده یورو، پوند، فرانک سوئیس و ین در برابر دلار را قبل و بعد از معرفی یورو ارزیابی کرد. یورو، ارز غالب در انتقال نوسانات است و پوند دریافت‌کننده خالص غالب است.

در مطالعات جدیدتر نیز اردوغان و همکاران[۵] (۲۰۲۰) به‌منظور مطالعه وجود اثرات سرریز نوسان بین بازارهای ارز و بازارهای سهام اسلامی در سه کشور بزرگ نوظهور هند، مالزی و ترکیه از داده‌های روزانه برای دوره ۲۰۱۳-۲۰۱۹ در قالب روش GARCH استفاده کردند. نتایج تنها سرریزهای نوسانات از بازار سهام اسلامی به بازار ارز فقط در ترکیه را تایید نمود. نتایج آزمون متغیر با زمان نیز وجود سرریز نوسان حداقل یک‌طرفه بین نرخ ارز و بازار سهام اسلامی در دوره‌های خاص را نشان داد.

هانگ[۶] (۲۰۱۹) با مدل EGARCH برای بازه روزانه از ابتدای آوریل ۲۰۰۰ تا ۲۹ سپتامبر ۲۰۱۷ به مطالعه اثرات سرریز نوسان نامتقارن بین باز را سهام و بازار ارز در مجارستان، لهستان، جمهوری چک، رومانی و کرواسی مبادرت ورزید. نتایج نشانگر سرریز نوسانات دوطرفه بین بازار سهام و بازار ارز مجارستان در همه دوره‌ها، لهستان در دوره پس از بحران، سرریز نوسان یک‌طرفه در کرواسی در قبل از بحران و دوره بحران و از ارز تا بازار بورس در جمهوری چک طی دو دوره بود. در کرواسی نیز دو بازار مالی مورد بررسی سرریز نوسانات نشان ندادند.

---

۱ Soenen & Hennigar
۲ Roll
۳ Kocenda et al.
۴ Nikolaos
۵ Erdoğan et al.
۶ Hung

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

مک‌دونالد و همکاران[۱] (۲۰۱۸) در قالب رویکرد GARCH چند متغیره، جزئیات احتمالی کوواریانس متقابل و اثرات سرریز بین اقتصادهای منطقه یورو و بازارهای مالی را مطالعه نمودند. نتایج، انتقال استرس مهم و شدید بر بازارهای بانکی و پولی و همچنین اثرات سرریز قابل توجه کشورهای اصلی را نشان داد.

میخاییلوف[۲] (۲۰۱۸) با هدف مطالعه اثر سرریز نوسان بین بازارهای سهام و ارز در کشورهای روسیه و برزیل در دوره روزانه از ۳ مارس ۲۰۰۹ تا ۳ مارس ۲۰۱۷ از رویکرد FIGARCH بهره بردند. نتایج آنان نشان داد که حافظه بلندمدت در پویایی نوسانات، زمانی که مدل‌ها شکست‌ها و اصطکاک‌های ساختاری را در بر می‌گیرند، وجود دارد. همچنین، اثر سرریز نوسانات در یک جهت از نرخ ارز به بازار سهام در هر دو بازار موجود است.

چنین مطالعاتی در پژوهش‌های داخلی نیز با وجود اندک بودن، وجود دارند که در ادامه به بررسی رویکرد و نتایج آنها پرداخته می‌شود.

ده باشی و همکاران (۱۳۹۹) به‌منظور مطالعه اثرات سرریز شوک‌های وارده به هر یک از بازارهای مالی در ایران و واکنش هر یک از بازارها به آنها، از داده‌های روزانه شاخص قیمت بورس اوراق‌بهادار تهران، نرخ دلار و طلا در دوره ۲۵ مارس ۲۰۰۹ تا ۱۸ ژوئیه ۲۰۱۸ در قالب رویکرد VAR-GARCH-BEKKبا لحاظ واریانس ناهمسان جملات خطا از نوع MGARCH بهره بردند. نتایج مطالعه آنان نشان داد که سرریز ریسک بین بازارهای ارز و سهام دوطرفه می‌باشد. با این وجود، سرریز ریسک در سایر بازارها از بازار ارز به بازار طلا و از بازار طلا به بازار سهام بوده است. افزون بر آن، توابع واکنش آنی، انتقال نااطمینانی در بین بازارهای مالی در ایران را نشان می‌دهند.

هاشمی و همکاران (۱۳۹۹) به‌دنبال مطالعه تأثیر بازده سایر بازارهای مالی بر بازده بورس اوراق بهادار تهران از مدل سرریز نوسانات دیبولد و یلماز برای دوره ماهانه از ۱۳۸۵ تا ۱۳۹۸ استفاده کردند. نتایج مطالعه آنان، وجود اثرات سرریز نامتقارن بین بازارهای مالی و بازار بورس را تایید نمود.

باقری و انصاری سامانی (۱۳۹۹) با هدف بررسی اثر سرریز بحران مالی جهانی بر بازار نفت اوپک، به بررسی چهار دوره پیش از بحران، بحران مالی آمریکا (در سال ۲۰۰۸)، بحران بدهی اروپا و پس از بحران مالی از شاخص سرریز و مدل شبکه پیچیده برای دوره زمانی ۲ ژانویه ۲۰۰۷ تا ۲۶

---

۱ MacDonald et al.

۲ Mikhaylov

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

اوت ۲۰۱۹ استفاده نمودند. بر طبق نتایج، در زمان بحران مالی آمریکا و بحران بدهی اروپا، بازار سهام نیویورک به‌عنوان گره انتقال‌دهنده عمل نموده و شوک را به بازارهای دیگر منتقل کرده است. کریمی و همکاران (۱۳۹۷) اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق‌بهادار تهران با تفکیک دوران پیش و پس از تحریم و بعد از برجام به‌صورت مقایسه چندگانه با استفاده از رویکرد VAR-GARCH-BEKK را مورد مطالعه قرار دادند. داده‌های مورد استفاده آنان از ۲۳ آذر ۱۳۸۷ تا ۱۹ بهمن ۱۳۹۶ به‌صورت هفتگی بود. یافته‌ها نشان داد که اثر سرریز در دوره اول (پیش از شروع تحریم نفتی) به‌صورت یک‌طرفه از بازار نفت به بازار بورس می‌باشد. در دوران تحریم نیز این تأثیر در کوتاه‌مدت به‌صورت دوطرفه و در بلندمدت به‌صورت یک‌طرفه از بازار نفت به بازار بورس اتفاق افتاده‌است. در دوره سوم (پسابرجام) نیز رابطه یک‌طرفه و از بازار نفت به بازار بورس بوده است.

فتاحی و همکاران (۱۳۹۶) به‌دنبال مطالعه جهت سرایت شوک‌های مثبت و منفی در بازارهای نفت، بورس اوراق‌بهادار تهران، ارز و طلا در بازه ۲۳ آذر ۱۳۸۷ تا ۱۶ آذر ۱۳۹۵ به‌صورت هفتگی، از روش ترکیبی فرآیند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته بهره بردند. بر مبنای یافته‌ها، نقطه شروع سرایت شوک در بازارهای ایران، از بازار نفت شروع و سرعت همگام‌سازی این بازار با بازار بورس بیش از سایر بازارهای مورد مطالعه می‌باشد. به‌ترتیب بازار ارز و طلا نیز در رتبه‌های بعدی از این منظر قرار می‌گیرند. همچنین، در کوتاه‌مدت میان بازار نفت و سایر بازارها همبستگی زیادی وجود دارد. با این حال، در بلندمدت میان بازار نفت و بازار سهام و ارز همبستگی با قوت باقی است. پس از تحریم نفتی در سال ۲۰۱۲ نیز، همبستگی میان بازار نفت و بازارهای ارز و سهام در میان‌مدت افزایش یافته‌است.

۳. روش تحقیق

در این مطالعه، با استناد به مطالعات آبوسدرا و همکاران (۲۰۲۰)، آنتوناکیس و بادینگار (۲۰۱۶) و میش را و همکاران (۲۰۰۷) به‌منظور مدل‌سازی سرریز بازده میان بازارهای سهام، ارز و طلا و یافتن مدل بهینه از مدل‌های مبتنی بر AR شروع و تا EGARCH ادامه داده‌می‌شود. پس از تخمین هر یک از مدل‌ها، مدل تک متغیره بهینه برای هر یک از دارایی‌های مورد بررسی با استفاده از معیارهای اطلاعاتی انتخاب می‌گردد. در این انتخاب، مدل دارای کمترین معیار اطلاعاتی بهینه خواهد بود. در مرحله بعدی باقیمانده‌های مدل بهینه استخراج شده و به‌عنوان شوک ناشی از تغییرات بازده آن دارایی به معادله بهینه نوسان بازده دارایی بعدی افزوده شده و مدل مجدداً مورد تخمین واقع می‌شود. در صورت معنی‌داری ضریب شوک مزبور، می‌توان گفت که اثر سرریز وجود داشته و مقدار آن چقدر بوده است.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

مدل‌های سرریز نوسان بازده برای GARCH(1,1) و EGARCH(1,1) به‌ترتیب در ادامه بیان می‌شود.

معادلات سرریز نوسان بازده برای مدل GARCH(1,1) در زیر نشان داده‌شده‌است:

$$g_{t\,(stock)} = \alpha_0 + \beta_0 \varepsilon^2_{t-1\,(stock)} + \theta_0 g_{t-1\,(stock)} + \varphi_0(sqresid_{exchang}) \quad (۱)$$

$$g_{t\,(exchang)} = \alpha_1 + \beta_1 \varepsilon^2_{t-1\,(exchang)} + \theta_1 g_{t-1\,(exchang)} + \varphi_1(sqresid_{stock}) \quad (۲)$$

$$g_{t\,(exchang)} = \alpha_2 + \beta_2 \varepsilon^2_{t-1\,(exchang)} + \theta_2 g_{t-1\,(exchang)} + \varphi_2(sqresid_{gold}) \quad (۳)$$

$$g_{t\,(gold)} = \alpha_3 + \beta_3 \varepsilon^2_{t-1\,(gold)} + \theta_3 g_{t-1\,(gold)} + \varphi_3(sqresid_{exchang}) \quad (۴)$$

$$g_{t\,(gold)} = \alpha_4 + \beta_4 \varepsilon^2_{t-1\,(gold)} + \theta_4 g_{t-1\,(gold)} + \varphi_4(sqresid_{stock}) \quad (۵)$$

$$g_{t\,(stock)} = \alpha_5 + \beta_5 \varepsilon^2_{t-1\,(stock)} + \theta_5 g_{t-1\,(stock)} + \varphi_5(sqresid_{gold}) \quad (۶)$$

که در آن، α عددی اکیداً بزرگ‌تر از صفر، β و θ نیز نامنفی هستند. در همه معادلات فوق g_t واریانس شرطی شاخص‌های مورد بررسی می‌باشد. نوسانات دوره‌های پیشین به‌صورت مربع باقیمانده‌های دوره‌های قبلی (ε^2_{t-1})، واریانس پیش‌بینی دوره‌های گذشته (g_{t-1}) و مجذور باقیمانده حاصل از مدل مربوط به نرخ ارز، شاخص بورس و طلا مورد بررسی به‌ترتیب توسط $sqresid_{exchang}$، $sqresid_{stock}$ و $sqresid_{gold}$ نشان داده‌شده‌است.

معادلاتی که در ادامه بررسی می‌شوند نیز مربوط به سرریز نوسان بازده مبتنی بر مدل EGARCH(1,1) است:

$$lng_{t\,(stock)} = \alpha_0 + \beta_0 lng_{t-1\,(stock)} + \theta_0 \left|\frac{\varepsilon_{t-1\,(stock)}}{\sqrt{g_{t-1\,(stock)}}}\right| + \delta_0 \frac{\varepsilon_{t-1\,(stock)}}{\sqrt{g_{t-1\,(stock)}}} + \varphi_0(resid_{exchang})$$

$$lng_{t\,(exchang)} = \alpha_1 + \beta_1 lng_{t-1\,(exchang)} + \theta_1 \left|\frac{\varepsilon_{t-1\,(exchang)}}{\sqrt{g_{t-1\,(exchang)}}}\right| + \delta_1 \frac{\varepsilon_{t-1\,(exchang)}}{\sqrt{g_{t-1\,(exchang)}}} + \varphi_1(resid_{stock})$$

$$lng_{t\,(stock)} = \alpha_2 + \beta_2 lng_{t-1\,(stock)} + \theta_2 \left|\frac{\varepsilon_{t-1\,(stock)}}{\sqrt{g_{t-1\,(stock)}}}\right| + \delta_2 \frac{\varepsilon_{t-1\,(stock)}}{\sqrt{g_{t-1\,(stock)}}} + \varphi_2(resid_{gold})$$

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

$$lng_{t\,(exchang)} = \alpha_3 + \beta_3 lng_{t-1\,(exchang)} + \theta_3 \left|\frac{\varepsilon_{t-1\,(exchang)}}{\sqrt{g_{t-1\,(exchang)}}}\right| + \delta_3 \frac{\varepsilon_{t-1\,(exchang)}}{\sqrt{g_{t-1\,(exchang)}}} + \varphi_3(resid_{gold})$$

$$lng_{t\,(gold)} = \alpha_4 + \beta_4 lng_{t-1\,(gold)} + \theta_4 \left|\frac{\varepsilon_{t-1\,(gold)}}{\sqrt{g_{t-1\,(gold)}}}\right| + \delta_4 \frac{\varepsilon_{t-1\,(gold)}}{\sqrt{g_{t-1\,(gold)}}} + \varphi_4(resid_{stock})$$

$$lng_{t\,(gold)} = \alpha_5 + \beta_5 lng_{t-1\,(gold)} + \theta_5 \left|\frac{\varepsilon_{t-1\,(gold)}}{\sqrt{g_{t-1\,(gold)}}}\right| + \delta_5 \frac{\varepsilon_{t-1\,(gold)}}{\sqrt{g_{t-1\,(gold)}}} + \varphi_5(resid_{exchang})$$

در معادلات فوق، با عنایت به اینکه از نوسانات بازده لگاریتم گرفته‌می‌شود، لذا دامنه نوسانات محدود و به‌هم نزدیک‌تر خواهند بود.

جامعه آماری این تحقیق شامل طلا (گرم طلای ۱۸ عیار) به‌عنوان نماینده بازار فلزات گران‌بها، دلار و یورو از بازار ارز و شاخص‌های گروه خودرویی، گروه پالایشی و گروه بانکی از سری شاخص‌های صنایع پراهمیت در بورس اوراق‌بهادار تهران در دوره روزانه از ۲۸ مرداد ۱۳۹۷ تا ۱۹ اردیبهشت ۱۴۰۱ می‌باشد.

۴. تجزیه و تحلیل داده‌ها و یافته‌های پژوهش

۴-۱- نتایج آزمون ریشه واحد

در این پژوهش از آزمون ADF برای آزمون ریشه واحد استفاده می شود. فرض صفر این آزمون وجود ریشه واحد در سری زمانی مورد بررسی است. نتایج حاصل از این آزمون در جدول (۲-۴) ارائه شده‌است.

جدول ۱. نتایج آزمون ریشه واحد بر روی سری زمانی متغیرهای تحقیق

متغیر	آماره t	مقدار بحرانی در سطح ۵ درصد	احتمال	نتیجه
بازده شاخص خودرویی (KH)	-۱۳/۰۲۸۰	-۲/۸۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(0)
بازده شاخص بانکی (BN)	-۱۴/۲۴۵۸	-۲/۸۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(0)

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

بازده شاخص شیمیایی (**SH**)	-۲۲/۹۹۷۴	-۲/۸۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(0)
بازده طلا (**GOLD**)	-۲۸/۸۳۴۲	-۲/۸۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(0)
بازده دلار (**DOLLAR**)	-۲۴/۷۱۰۰	-۲/۸۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(0)
بازده یورو (**YR**)	-۲۹/۳۰۰۰	-۲/۸۶۴۴	۰/۰۰۰۰	I(0)

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول فوق، همه متغیرهای مورد بررسی این تحقیق در سطح ۵ درصد مانا بوده و فاقد ریشه واحد می‌باشند.

۲-۴- بررسی فرآیند AR

به‌منظور بررسی وجود خودهمبستگی مرتبه اول میان متغیرهای تحقیق ابتدا از تحلیل کورلوگرام که نتایج آن به پیوست ارائه شده‌است، بهره برده و سپس فرآیند AR در متغیرهای مورد مطالعه، بررسی می‌گردد. در اینجا این آزمون با فرض تبعیت داده‌ها از روند و عرض از مبدا به‌طور همزمان اجرایی می‌شود. نتایج این بررسی برای متغیرهای تحقیق در جدول (۲) ارائه شده‌است.

جدول ۲. نتایج بررسی فرآیند AR(1) در متغیرهای تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	احتمال
مدل AR برای شاخص خودرویی				
KH(-1)	۰/۲۷۶۳	۰/۰۳۱۴	۸/۸۰۴۵	۰/۰۰۰۰
T	-۰/۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	-۱/۷۲۶۹	۰/۰۸۴۵
C	۰/۴۶۰۴	۰/۱۶۱۷	۲/۸۴۶۱	۰/۰۰۴۵
مدل AR برای شاخص بانکی				
BN(-1)	۰/۲۲۳۶	۰/۰۳۱۸	۷/۰۲۳۸	۰/۰۰۰۰
T	-۰/۰۰۰۷	۰/۰۰۰۳	-۲/۶۶۲۰	۰/۰۰۷۹
C	۰/۵۵۷۳	۰/۱۵۰۰	۳/۷۱۴۴	۰/۰۰۰۲
مدل AR برای شاخص شیمیایی				
SH(-1)	۰/۲۷۶۲	۰/۰۳۱۴	۸/۷۹۰۶	۰/۰۰۰۰
T	-۰/۰۰۰۳	۰/۰۰۰۲	-۱/۲۱۱۶	۰/۲۲۶۰
C	۰/۳۴۳۸	۰/۱۲۶۲	۲/۷۲۳۸	۰/۰۰۶۶
مدل AR برای طلا				
GOLD(-1)	۰/۰۶۰۱	۰/۰۳۲۶	۱/۸۴۳۳	۰/۰۶۵۶

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

T	۰/۰۰۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۴۳	۰/۹۹۶۶
C	۰/۲۰۵۳	۰/۱۳۸۰	۱/۴۸۷۲	۰/۱۳۷۳
مدل AR برای یورو				
YR(-1)	۰/۰۴۴۳	۰/۰۳۲۶	۱/۳۵۷۹	۰/۱۷۴۸
T	۰/۰۰۰۰۳	۰/۰۰۰۳	۰/۱۳۰۴	۰/۸۹۶۳
C	۰/۱۱۱۵	۰/۱۴۶۶	۰/۷۶۰۴	۰/۴۴۷۲
مدل AR برای دلار				
DOLLAR(-1)	-۰/۰۴۲۲	۰/۰۳۲۶	-۱/۲۹۴۵	۰/۱۹۵۸
T	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۲	۰/۳۸۷۵	۰/۶۹۸۵
C	۰/۱۱۲۷	۰/۱۵۱۱	۰/۷۴۶۲	۰/۴۵۵۷

منبع: محاسبات تحقیق

با عنایت به جدول فوق، بازده شاخص گروه‌های خودرویی، بانکی و شیمیایی دارای فرآیند AR(1) هستند. بازده طلا، یورو و دلار نیز فاقد فرآیند AR(1) می‌باشند. با توجه به این نتیجه، برای اطمینان از وجود یا عدم وجود خودهمبستگی سریالی در میان متغیرها نیاز است که آزمون خودهمبستگی به‌روش- گادفری و اثر ARCH نیز بررسی گردد. در صورت وجود هر دو ناهنجاری، می‌توان از سری مدل‌های ARCH یا باکس- جنکینز استفاده نمود.

۳-۴- بررسی خودهمبستگی سریالی میان جملات خطا

نتایج آزمون خودهمبستگی به‌روش- گادفری برای باقیمانده هر شش مدل بازده یورو، دلار، طلا، شاخص خودرویی، شاخص بانکی و شاخص شیمیایی بورس اوراق‌بهادار تهران نشان داده‌شده‌است.

جدول ۳. نتایج آزمون خودهمبستگی سریالی به‌روش- گادفری بر روی باقیمانده مدل‌ها

متغیر	آماره F	احتمال
باقیمانده مدل AR برای بازده شاخص خودرویی	۷/۲۷۵۵	۰/۰۰۰۷
باقیمانده مدل AR برای بازده شاخص بانکی	۴/۶۰۹۴	۰/۰۱۰۲
باقیمانده مدل AR برای بازده شاخص شیمیایی	۳/۹۱۰۷	۰/۰۲۰۴
باقیمانده مدل AR برای بازده طلا	۳/۲۰۷۴	۰/۰۴۰۹

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

باقیمانده مدل AR برای بازده دلار	۶/۲۲۸۵	۰/۰۰۲۱
باقیمانده مدل AR برای بازده یورو	۳/۷۲۷۷	۰/۰۲۴۴

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول فوق، باقیمانده مدل‌های هر سه متغیر مورد بررسی در سطح ۵ درصد دارای خودهمبستگی سریالی هستند.

۴-۴- بررسی اثر ARCH

جدول (۴) نیز نتایج آزمون اثر ARCH در باقیمانده مدل‌های هر سه متغیر را نشان‌می‌دهد.

جدول ۴. نتایج آزمون اثر ARCH بر روی باقیمانده مدل‌ها

متغیر	آماره F	احتمال
باقیمانده مدل AR برای بازده شاخص خودرویی	۱/۵۱۲۴	۰/۲۱۹۱
باقیمانده مدل AR برای بازده شاخص بانکی	۵۲/۷۶۶۸	۰/۰۰۰۰
باقیمانده مدل AR برای بازده شاخص شیمیایی	۱۵۶/۹۳۲۳	۰/۰۰۰۰
باقیمانده مدل AR برای بازده طلا	۱۵/۰۱۳۳	۰/۰۰۰۱
باقیمانده مدل AR برای بازده دلار	۸/۱۳۷۰	۰/۰۰۴۴
باقیمانده مدل AR برای بازده یورو	۰/۳۷۱۱	۰/۵۴۲۵

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج آزمون اثر ARCH بر روی باقیمانده مدل‌های تخمینی، می‌توان بیان نمود که اثر ARCH در باقیمانده تمام مدل‌ها به‌جز بازده شاخص خودرویی و یورو وجود دارد. بر این اساس، می‌توان از تکنیک‌های باکس- جنکینز برای مابقی متغیرهای مطالعه استفاده نمود.

۴-۵- برآورد مدل‌های بهینه AR، GARCH و EGARCH

بر اساس معیارهای اطلاعاتی مدل بهینه تک متغیره برای بازده شاخص گروه خودرویی مدل AR(1) مناسب می‌باشد که این مدل در جدول (۲) ارائه شده‌است. برای شاخص گروه بانکی،

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

شاخص گروه شیمیایی، طلا، یورو و دلار نیز به‌ترتیب مدل‌های EGARCH(1,2)، EGARCH(1,1)، GARCH(1,2)، GARCH(2,2) و AR(2) مناسب می‌باشد. این مدل‌ها با استفاده از معیارهای اطلاعاتی انتخاب‌شده‌اند.

جدول ۵. نتایج برآورد مدل‌های تک متغیره GARCH و EGARCH برای متغیرهای تحقیق

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره z	احتمال
مدل EGARCH(1,2) برای بازده شاخص بانکی				
C(1)	-۰/۰۳۷۸	۰/۰۳۸۶	-۰/۹۷۸۴	۰/۳۲۷۸
C(2)	۰/۳۶۴۲	۰/۰۴۳۵	۸/۳۷۵۸	۰/۰۰۰۰
C(3)	۰/۱۳۶۲	۰/۰۲۳۹	۵/۷۰۲۳	۰/۰۰۰۰
C(4)	۰/۳۸۰۵	۰/۰۹۳۳	۴/۰۷۶۹	۰/۰۰۰۰
C(5)	۰/۴۶۵۹	۰/۰۸۱۱	۵/۷۴۴۵	۰/۰۰۰۰
مدل EGARCH(1,1) برای بازده شاخص شیمیایی				
C(1)	-۰/۱۶۳۱	۰/۰۳۹۳	-۴/۱۴۵۲	۰/۰۰۰۰
C(2)	۰/۶۲۱۴	۰/۰۵۹۰	۱۰/۵۳۴۴	۰/۰۰۰۰
C(3)	۰/۰۳۴۰	۰/۰۳۳۹	۱/۰۰۲۶	۰/۳۱۶۱
C(4)	۰/۷۵۰۶	۰/۰۳۴۵	۲۱/۷۲۱۲	۰/۰۰۰۰
مدل GARCH(1,2) برای بازده دلار				
C	۰/۸۵۷۳	۰/۰۳۶۷	۲۳/۳۶۴۲	۰/۰۰۰۰
$resid(-1)^2$	۰/۶۳۱۰	۰/۰۳۷۳	۱۶/۹۰۱۵	۰/۰۰۰۰
GARCH (-1)	۰/۵۷۵۶	۰/۰۳۰۹	۱۸/۶۴۹۳	۰/۰۰۰۰
GARCH (-2)	-۰/۱۳۷۴	۰/۰۱۵۹	-۸/۶۲۲۲	۰/۰۰۰۰
مدل GARCH(2,2) برای بازده طلا				
C	۰/۰۱۵۰	۰/۰۰۶۹	۲/۱۶۷۵	۰/۰۳۰۲
$resid(-1)^2$	۰/۲۷۰۷	۰/۰۳۲۳	۸/۲۳۶۷	۰/۰۰۰۰
$resid(-2)^2$	-۰/۲۵۱۷	۰/۰۳۱۴	-۸/۰۰۷۱	۰/۰۰۰۰
GARCH (-1)	۱/۴۷۲۷	۰/۰۶۲۰	۲۳/۷۳۵۶	۰/۰۰۰۰
GARCH (-2)	-۰/۴۹۳۸	۰/۰۵۵۸	-۸/۸۵۱۵	۰/۰۰۰۰
مدل AR(2) برای بازده یورو				
YR(-1)	۰/۰۴۷۷	۰/۰۳۲۶	۱/۴۶۳۴	۰/۱۴۳۷
YR(-2)	-۰/۰۸۴۰	۰/۰۳۲۶	-۲/۵۸۰۶	۰/۰۱۰۰
T	۰/۰۰۰۰۵	۰/۰۰۰۳	۰/۱۸۹۸	۰/۸۴۹۵

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

C	۰/۱۱۲۷	۰/۱۴۶۶	۰/۷۶۸۷	۰/۴۴۲۲

منبع: محاسبات تحقیق

پس از یافتن مدل مناسب تک متغیره برای هر یک از متغیرها، از رویکرد بیان شده در روش تحقیق برای بررسی اثر سرریز متقابل متغیرها بر هم استفاده می‌شود که نتایج آن در بخش بعدی مورد بررسی خواهد بود.

۶-۴- برآورد مدل‌های سرریز بازده بین متغیرهای تحقیق

همان طور که در بخش پیشین نیز بیان گردید، برای مدل‌های مبتنی بر گارچ، مربع باقیمانده‌های مدل‌های تک متغیره در مدل سرریز قرار می‌گیرد. این امر برای مدل‌های سرریز بازده دلار و طلا رخ می‌دهد. برای مدل‌های مبتنی بر EGARCH نیز باقیمانده‌های مدل‌های تک متغیره در مدل سرریز وارد می‌شوند. این موضوع نیز برای مدل‌های سرریز بازده شاخص بانکی و شیمیایی اعمال می‌شود. برای مدل‌های مبتنی بر AR نیز داده‌های بازده متغیر مقابل در مدل سرریز قرار می‌گیرد. با این توضیحات، جداول (۶) تا (۱۱) بیانگر نتایج برآورد مدل‌های سرریز می‌باشد. در اینجا برای اختصار تنها نتیجه متغیر مقابل گزارش شده‌است.

جدول ۶. اثر سرریز بازده سایر متغیرها بر بازده شاخص گروه خودرویی در بورس اوراق‌بهادار تهران

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	احتمال
BN	۰/۶۳۶۳	۰/۰۲۸۳	۲۲/۴۳۷۸	۰/۰۰۰۰
SH	۰/۵۸۶۰	۰/۰۳۵۷	۱۶/۴۱۷۳	۰/۰۰۰۰
DOLLAR	۰/۰۴۱۶	۰/۰۳۴۶	۱/۲۰۰۰	۰/۲۳۰۴
GOLD	۰/۱۳۴۰	۰/۰۳۷۸	۳/۵۴۵۶	۰/۰۰۰۴
YR	۰/۱۴۱۶	۰/۰۳۵۴	۳/۹۹۵۶	۰/۰۰۰۱

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس نتایج جدول (۶)، اثر سرریز بازده شاخص گروه بانکی بر شاخص گروه خودرویی در حدود ۰/۶۴ درصد مثبت و معنی‌دار می‌باشد. این امر با حدود ۰/۵۹ درصد مثبت برای شاخص گروه شیمیایی نیز صادق است. در میان ارزهای مورد بررسی نیز یورو دارای اثر معنی‌دار بر شاخص خودرویی بوده و این مقدار در حدود ۰/۱۴ درصد مثبت می‌باشد. طلا نیز با ۰/۱۳ درصد اثر مثبت

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

بر شاخص خودرویی، دارای تأثیری معنی‌دار بر این شاخص است. با این وجود، دلار بر شاخص گروه خودرویی دارای اثر معنی‌دار نیست.

جدول ۷. اثر سرریز بازده سایر متغیرها بر بازده شاخص گروه بانکی در بورس اوراق‌بهادار تهران

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره z	احتمال
KH-resid	-۰/۰۹۴۲	۰/۰۰۸۲	-۱۱/۴۲۹۶	۰/۰۰۰۰
SH-resid	۰/۰۸۱۰	۰/۰۰۵۷	۱۴/۱۴۴۹	۰/۰۰۰۰
DOLLAR-resid	-۰/۰۲۳۵	۰/۰۰۲۴	-۹/۶۴۷۲	۰/۰۰۰۰
GOLD-resid	۰/۰۷۸۵	۰/۰۰۴۹	۱۶/۰۹۴۳	۰/۰۰۰۰
YR-resid	۰/۰۳۰۸	۰/۰۰۷۵	۴/۱۲۴۳	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بر مبنای نتایج جدول (۷) اثر سرریز بازده دلار و شاخص خودرویی منفی معنی‌دار و به‌ترتیب ۰/۰۲- و ۰/۰۹- بر شاخص گروه بانکی می‌باشد. بر این اساس، گروه خودرویی و دلار در جذب منابع رقیب گروه بانکی هستند. شاخص گروه شیمیایی، طلا و یورو نیز دارای اثر مثبت معنی‌دار به ترتیب ۰/۰۸، ۰/۰۸ و ۰/۰۳ است.

جدول ۸. اثر سرریز بازده سایر متغیرها بر بازده شاخص گروه شیمیایی در بورس اوراق‌بهادار تهران

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره z	احتمال
KH-resid	-۰/۰۲۷۵	۰/۰۱۱۷	-۲/۳۴۲۵	۰/۰۱۹۲
BN-resid	۰/۰۵۵۶	۰/۰۰۵۳	۱۰/۴۴۵۴	۰/۰۰۰۰
DOLLAR-resid	-۰/۰۰۵۴	۰/۰۰۵۰	-۱/۰۷۵۵	۰/۲۸۲۱
GOLD-resid	۰/۰۵۳۰	۰/۰۰۶۸	۷/۸۱۱۴	۰/۰۰۰۰
YR-resid	۰/۰۵۲۹	۰/۰۰۶۴	۸/۲۲۰۸	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

با توجه به نتایج جدول (۸)، سرریز بازده دلار بر شاخص گروه شیمیایی معنی‌دار و قابل‌تفسیر نیست. با این حال، اثر سرریز شاخص خودرو و بانکی بر آن به‌ترتیب در حدود ۰/۰۳- و ۰/۰۶ درصد

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

می‌باشد. به‌عبارت بهتر، گروه خودرو رقیب گروه شیمیایی در جذب منابع بورسی است. اثر سرریز بازده طلا و یورو نیز بر شاخص گروه شیمیایی مثبت بوده و هر دو در حدود ۰/۰۵ درصد می‌باشند.

جدول ۹. اثر سرریز بازده سایر متغیرها بر بازده دلار

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره z	احتمال
$KH - resid^2$	۰/۰۶۳۷	۰/۰۰۶۱	۱۰/۴۷۲۱	۰/۰۰۰۰
$BN - resid^2$	۰/۱۳۹۰	۰/۰۱۲۰	۱۱/۵۷۰۳	۰/۰۰۰۰
$SH - resid^2$	۰/۱۹۱۰	۰/۰۱۷۵	۱۰/۹۰۷۸	۰/۰۰۰۰
$GOLD - resid^2$	۰/۵۱۰۲	۰/۰۲۸۱	۱۸/۱۶۴۸	۰/۰۰۰۰
$YR - resid^2$	۰/۳۱۴۰	۰/۰۲۲۷	۱۳/۸۴۶۲	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بر مبنای نتایج جدول (۹)، بازده هر سه گروه بورسی خودرویی، بانکی و شیمیایی بر بازده دلار دارای اثر مثبت و معنی‌دار بوده و مقدار این تأثیر به‌ترتیب در حدود ۰/۰۶، ۰/۱۴ و ۰/۱۹ می‌باشد. بازده طلا و یورو نیز به‌ترتیب ۰/۵۱ و ۰/۳۱ اثر مثبت و معنی‌دار بر بازده دلار دارند.

جدول ۱۰. اثر سرریز بازده سایر متغیرها بر بازده طلا

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره z	احتمال
$KH - resid^2$	۰/۰۰۴۴	۰/۰۰۰۷	۵/۹۲۰۸	۰/۰۰۰۰
$BN - resid^2$	۰/۲۵۱۰	۰/۰۳۰۲	۸/۳۱۶۷	۰/۰۰۰۰
$SH - resid^2$	۰/۱۲۴۳	۰/۰۲۰۶	۶/۰۳۳۹	۰/۰۰۰۰
$DOLLAR - resid^2$	۰/۷۲۸۷	۰/۰۸۰۸	۹/۰۱۶۷	۰/۰۰۰۰
$YR - resid^2$	۰/۱۸۳۱	۰/۰۳۱۹	۵/۷۳۳۹	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بر مبنای جدول (۱۰)، سرریز بازده شاخص‌های خودرویی، بانکی و شیمیایی بر بازده طلای داخلی مثبت و معنی‌دار بوده و به‌ترتیب در حدود ۰/۰۰۴، ۰/۲۵ و ۰/۱۲ می‌باشد. بر این اساس، بازده بخش بانکی در میان شاخص‌های مورد بررسی دارای اثر مثبت بیشتری بر روی بازده طلا است. در این میان اما، بازده دلار دارای بیشترین تأثیر مثبت بر روند بازده طلا بوده و این تأثیر تا حدود ۰/۷۳ درصد نیز می‌باشد. بازده یورو نیز ۰/۱۸ درصد اثر مثبت و معنی‌دار بر بازده طلا دارد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

بر این اساس، طلا بیش از سایر متغیرهای مورد بررسی، تحت‌تأثیر مستقیم روند بازده دلار است و در صورت صعودی شدن روند بازده دلار، طلا نیز به تبعیت از آن، صعودی خواهد شد.

جدول ۱۱. اثر سرریز بازده سایر متغیرها بر بازده یورو

متغیر	ضریب	انحراف‌معیار	آماره t	احتمال
KH	۰/۱۱۲۲	۰/۰۲۸۵	۳/۹۳۴۸	۰/۰۰۰۱
BN	۰/۱۱۲۱	۰/۰۳۱۲	۳/۵۹۰۰	۰/۰۰۰۳
SH	۰/۲۷۲۳	۰/۰۳۵۶	۷/۶۳۸۳	۰/۰۰۰۰
DOLLAR	۰/۷۸۱۷	۰/۰۱۸۷	۴۱/۸۶۰۸	۰/۰۰۰۰
GOLD	۰/۴۸۹۴	۰/۰۳۰۸	۱۵/۹۰۰۱	۰/۰۰۰۰

منبع: محاسبات تحقیق

بر اساس جدول (۱۱) نیز بازده شاخص گروه‌های خودرویی، بانکی و شیمیایی دارای اثر سرریز مثبت بر بازده یورو بوده و این تأثیر به‌ترتیب در حدود ۰/۱۱، ۰/۱۱ و ۰/۲۷ درصد است. بر این اساس، بازده شاخص‌های مزبور دارای اثر مستقیم بر بازده یورو است. با این حال، این تأثیرات در مقابل تأثیر دلار و طلا بر روند یورو چندان اهمیتی ندارد. دلار با ۰/۷۸ درصد اثر مثبت سرریز بازده، دارای بیشترین تأثیر مستقیم بر روند یورو است. در رتبه دوم نیز بازده طلا با ۰/۴۹ درصد تأثیرگذاری قرار می‌گیرد.

۵. بحث و نتیجه‌گیری

سرمایه‌گذاران در بازارهای مالی به‌دنبال تشکیل سبدی با کمترین ریسک و بیشترین بازدهی هستند و این مهم تحقق نمی‌یابد، مگر در صورتی که دارایی‌های مالی موجود در پرتفوی سرمایه‌گذاری با هم حداقل همبستگی را داشته‌باشند. بر این اساس، این مطالعه به بررسی سرریز بازده میان دارایی‌هایی همچون، طلا، دلار، یورو و شاخص‌های عمده بورسی همچون شاخص گروه خودرویی، بانکی و شیمیایی برای بازه روزانه از ۴ شهریور ۱۳۹۷ تا ۲۴ اسفند ۱۴۰۱ با استفاده از رویکرد ARCH می‌پردازد.

با توجه به اینکه همه متغیرهای مورد بررسی این تحقیق در سطح ۵ درصد مانا بوده و فاقد ریشه واحد می‌باشند و با توجه به نتایج آزمون اثر ARCH و آزمون خودهمبستگی سریالی به‌روش- گادفری برای بازده شاخص گروه خودرویی مدل AR(1) مناسب ارزیابی شد. برای شاخص گروه بانکی، شاخص گروه شیمیایی، طلا، یورو و دلار نیز به‌ترتیب مدل‌های EGARCH(1,2)، EGARCH(1,1)، GARCH(1,2)، GARCH(2,2) و AR(2) انتخاب

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

شدند. مبنای این انتخاب معیارهای اطلاعاتی بودند. پس از یافتن مدل مناسب تک متغیره برای هر یک از متغیرها، از این مدل‌ها به‌منظور تخمین مدل اثر سرریز هر یک از متغیرها بهره گرفته شد. در مدل‌های سرریز، برای مدل‌های مبتنی بر گارچ، مربع باقیمانده‌های مدل‌های تک متغیره در مدل سرریز قرار می‌گیرد. این امر برای مدل‌های سرریز بازده دلار و طلا رخ می‌دهد. برای مدل‌های مبتنی بر EGARCH نیز باقیمانده‌های مدل‌های تک متغیره در مدل سرریز وارد می‌شوند. این موضوع نیز برای مدل‌های سرریز بازده شاخص بانکی و شیمیایی اعمال می‌شود. برای مدل‌های مبتنی بر AR نیز داده‌های بازده متغیر مقابل در مدل سرریز قرار می‌گیرد.

بر اساس نتایج، اثر سرریز بازده شاخص گروه بانکی بر شاخص گروه خودرویی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. این امر برای شاخص گروه شیمیایی نیز صادق است. در میان ارزهای مورد بررسی نیز یورو دارای اثر معنی‌دار بر شاخص خودرویی می‌باشد. طلا نیز با اثر مثبت بر شاخص خودرویی، دارای تأثیری معنی‌دار بر این شاخص است. با این وجود، دلار بر شاخص گروه خودرویی دارای اثر معنی‌دار نیست. اثر سرریز بازده دلار و شاخص خودرویی منفی معنی‌دار بر شاخص گروه بانکی می‌باشد. بر این اساس، گروه خودرویی و دلار در جذب منابع رقیب گروه بانکی هستند. شاخص گروه شیمیایی، طلا و یورو نیز دارای اثر مثبت معنی‌دار است. سرریز بازده دلار بر شاخص گروه شیمیایی معنی‌دار و قابل‌تفسیر نیست. با این حال، اثر سرریز شاخص خودرو و بانکی بر آن می‌باشد. به‌عبارت بهتر، گروه خودرو رقیب گروه شیمیایی در جذب منابع بورسی است. اثر سرریز بازده طلا و یورو نیز بر شاخص گروه شیمیایی مثبت می‌باشند. اثر سرریز بازده هر سه گروه بورسی خودرویی، بانکی و شیمیایی بر بازده دلار دارای اثر مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بازده طلا و یورو نیز اثر مثبت و معنی‌دار بر بازده دلار دارند. سرریز بازده شاخص‌های خودرویی، بانکی و شیمیایی بر بازده طلای داخلی مثبت و معنی‌دار می‌باشد. بر این اساس، بازده بخش بانکی در میان شاخص‌های مورد بررسی دارای اثر مثبت بیشتری بر روی بازده طلا است. در این میان اما، بازده دلار دارای بیشترین تأثیر مثبت بر روند بازده طلا می‌باشد. بازده یورو نیز اثر مثبت و معنی‌دار بر بازده طلا دارد. بر این اساس، طلا بیش از سایر متغیرهای مورد بررسی، تحت‌تأثیر مستقیم روند بازده دلار است و در صورت صعودی شدن روند بازده دلار، طلا نیز به تبعیت از آن، صعودی خواهد شد. بازده شاخص گروه‌های خودرویی، بانکی و شیمیایی دارای اثر سرریز مثبت بر بازده یورو است. بر این اساس، بازده شاخص‌های مزبور دارای اثر مستقیم بر بازده یورو است. با این حال، این تأثیرات در مقابل تأثیر دلار و طلا بر روند یورو چندان اهمیتی ندارد. دلار نیز با اثر مثبت سرریز بازده، دارای بیشترین تأثیر مستقیم بر روند یورو است. در رتبه دوم نیز بازده طلا قرار می‌گیرد.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

منابع

۱. باقری سمانه، انصاری سامانی حبیب(۱۳۹۹). بررسی اثرات سرریز بحران‌های مالی جهانی بر بازار نفت اوپک. *فصلنامه انرژی ایران*، ۲۳(۳)، ۱۰۳-۸۵ .

۲. ده باشی وحید؛ محمدی تیمور؛ شاکری عباس و بهرامی جاوید(۱۳۹۹). واکنش بازارهای ارز، سهام و طلا نسبت به تکانه‌های مالی در ایران: با تأکید بر اثرات سرریز تلاطم. *فصلنامه پژوهش‌های اقتصادی ایران*، ۲۵(۸۳)، ۲۷-۱ .

۳. رحیمی پور، اکبر، میر، هدیه و جلایی، سید عبدالمجید)۱۳۹۹(، تأثیر اندازه دولت بر بازدهی و قیمت سهام در بورس اوراق‌بهادار تهران، *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۳۰(۱)، ۲۳-۷.

۴. سیستانی بدوئی، یاسرکیا بهزاد، احمدی خوشابری آیین و ربیعی خدیجه(۱۴۰۱)، بررسی تأثیر شوک حجمی بر بازده غیرعادی سهام شرکت‌های پذیرفته شده در بورس اوراق‌بهادار تهران، *نشریه اقتصاد و بانکداری اسلامی*، ۴۱(۱۲)، ۲۵۱.-۲۲۹.

۵. فتاحی شهرام؛ سهیلی کیومرث، دهقان جبار آبادی، شهرام(۱۳۹۶).بررسی سرایت در بازارهای مالی ایران با استفاده از ترکیبی از فرآیند اورنشتاین اولنبک و تبدیل موجک پیوسته. *فصلنامه مدل‌سازی اقتصادسنجی*، ۲(۴)، ۵۴-۳۳ .

۶. کریمی محمد شریف؛ حیدریان مریم ؛ دهقان جبار آبادی شهرام(۱۳۹۷). تحلیل اثرات سرریز بین بازارهای نفت و بورس اوراق‌بهادار تهران در طول مقیاس‌های چندگانه زمانی؛ (با استفاده از مدل VAR-GARCH-BEKK بر پایه موجک). *فصلنامه اقتصاد مالی*، ۱۲(۴۲)، ۴۶-۲۵.

۷. هاشمی سیدامیرمهدی؛ خدایی وله زاقرد محمد؛ معمارنژاد عباس و ابوالحسنی هستیانی اصغر (۱۳۹۹). رابطه سرریز شبکه‌ای بازدهی بازارهای سرمایه‌گذاری با رویکرد دیبولد و یلماز. *فصلنامه مهندسی مالی و مدیریت اوراق‌بهادار*، ۱۱(۴۴)، ۴۷۸-۴۴۶ .

8. Abosedra, S., Arayssi, M., Ben Sita, B., & Mutshinda, C. (2020). Exploring GDP growth volatility spillovers across countries. Economic modelling, 89(C), 577-589.
9. Aggarwal, R. (1981). Exchange rates and stock prices: A study of the US capital markets under floating exchange rates. Akron Business and Economic Review, 12(2), 7–12.
10. Agren, M. (2006). Does oil price uncertainty transmit to stock markets? Working Paper, 2006 (p. 23). Department of Economics/Uppsala University.
11. Ahmad, K., Ashraf, S., & Ahmed, S. (2005). Is the Indian stock market integrated with the US and Japanese markets? An empirical analysis. South Asia Economic Journal, 6(2), 193-206.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

12. Aloui, C. (2007). Price and volatility spillovers between exchange rates and stock indexes for the pre-and post-euro period. Quantitative finance, 7(6), 669-685.
13. Antonakakis, N., & Badinger, H. (2016). Economic growth, volatility, and cross-country spillovers: New evidence for the G7 countries. Economic modelling, 52, 352-365.
14. Baur, D. G., & Lucey, B. M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold. Financial review, 45(2), 217-229.
15. Baur, D. G., & McDermott, T. K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence. Journal of Banking & Finance, 34(8), 1886-1898.
16. Baur, D. G., & McDermott, T. K. J. (2012). Safe haven assets and investor behavior under uncertainty. Finance Discipline Group, UTS Business School Working Paper Series 173.
17. Branson, W. H., & Henderson, D. W. (1985). The specification and influence of asset markets. Handbook of international economics, 2, 749-805.
18. Burns, G. (1997). Even midas might not touch this market: A central bank sell-off could depress gold prices further. Business Week, January (27), 1-83.
19. Cheung, Y.-W., & Ng, L. K. (1993). Interactions between the US and Japan stock market indices. Journal of International Financial Markets, Institutions & Money, 2(2), 51-70.
20. Chuliá, H., & Torro, H. (2008). The economic value of volatility transmission between the stock and bond markets. Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products, 28(11), 1066-1094.
21. De Santis, G., & Gerard, B. (1998). How big is the premium for currency risk? Journal of financial economics, 49(3), 375-412.
22. Dornbusch, R., & Fischer, S. (1980). Exchange rates and the current account. The American economic review, 70(5), 960-971.
23. Dumas, B., & Solnik, B. (1995). The world price of foreign exchange risk. The journal of finance, 50(2), 445-479.
24. Elton, E.J., & Gruber, M.J. (1992). International diversification. In S.N. Levine (Ed.), Global Investing. New York, Harper Business.
25. Engle, R. F., Gallo, G. M., & Velucchi, M. (2012). Volatility spillovers in East Asian financial markets: a MEM-based approach. Review of Economics and Statistics, 94(1), 222-223.
26. Erdoğan, S., Gedikli, A., & Çevik, E. (2020). Volatility spillover effects between Islamic stock markets and exchange rates: Evidence from three emerging countries. Borsa Istanbul Review, 20(4), 322-333.
27. Frankel, J. A. (1992). Monetary and portfolio-balance models of exchange rate determination. In International economic policies and their theoretical foundations (pp. 793-832). Academic Press.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

28. Ghosh, D., Levin, E., MacMillan, P., & Wright, R. E. (2004). Gold as an inflation hedge? Studies in Economics and Finance, 22(1), 1-25.
29. Hung, N. (2019). Dynamics of volatility spillover between stock and foreign exchange market: empirical evidence from Central and Eastern European Countries. Economy and Finance, 6(3), 244-265.
30. Huzaimi, H. & Liew, V. K. (2004). Causal relationships between exchange rate and stock prices in Malaysia and Thailand during the 1997 currency crisis turmoil.
31. Kanas, A. (2000). Volatility spillovers between stock returns and exchange rate changes: International evidence. Journal of business finance & accounting, 27(3-4), 447-467.
32. Kim, K.-h. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. Review of Financial economics, 12(3), 301-313.
33. Kocenda, E., Bubak, V., & Zikes, F. (2011). Volatility transmission in emerging European foreign exchange markets. Cesifo Working Paper No. 3063.
34. Lawrence, C. (2003). Why is gold different from other assets? An empirical investigation. London, United Kingdom, World Gold Council.
35. Li, H. (2007). International linkages of the Chinese stock exchanges: A multivariate GARCH analysis. Applied Financial Economics, 17(4), 285-297.
36. Liu, A. Y., & Pan, M.-S. (1997). Mean and volatility spillover effects in the US and Pacific-Basin stock markets. Multinational Finance Journal, 1(1), 47-62.
37. MacDonald, R., Sogiakas, V., & Tsopanakis, A. (2018). Volatility co-movements and spillover effects within the Eurozone economies: A multivariate GARCH approach using the financial stress index. Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 52, 17-36.
38. Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. The Journal of Finance, 7(1), 77–91.
39. Melle, M. (2003). The EURO effect on the integration of European stock markets.
40. Mikhaylov, A. (2018). Volatility spillover effect between stock and exchange rate in oil exporting countries. International Journal of Energy Economics and Policy, 8(3), 321-326.
41. Mishra, A., Swain, N., & Malhotra, D. K. (2007). Volatility Spillover between Stock and Foreign Exchange Markets: Indian Evidence. International journal of business, 12(3), 343-360.
42. Nikolaos, A. (2012). Exchange rate co-movement and volatility spillovers before and after the introduction of euro.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]

43. Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2000). Stock prices and exchange rate dynamics.
44. Phylaktis, K., & Ravazzolo, F. (2005). Stock prices and exchange rate dynamics. Journal of international Money and Finance, 24(7), 1031-1053.
45. Psalida, L. E. & Sun, T. (2011). Does G-4 Liquidity Spill Over? IMF working paper WP/11/237. International Monetary Fund.
46. Rigobon, R., & Sack, B. (2003). Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market. The Quarterly Journal of Economics, 118(2), 639-669.
47. Rigobon, R., & Sack, B. (2004). The impact of monetary policy on asset prices. Journal of Monetary Economics, 51(8), 1553-1575.
48. Roll, R. (1992). Industrial structure and the comparative behavior of international stock market indices. The Journal of Finance, 47(1), 3-41.
49. Savva, C., Osborn, D., & Gill, L. (2004). Working paper: University of Manchester. Cited by Singh, P., Kumar, B., & Pandey, A. (2010). Price and volatility spillover across North American, European, and Asian stock markets. International Review of Financial Analysis, 19(1), 55–64.
50. Soenen, L. A., & Hennigar, E. S. (1988). An analysis of exchange-rates and stock-prices-the united-states experience between 1980 and 1986. Akron Business and Economic Review, 19(4), 7-16.
51. Solnik, B. H. (1974). An equilibrium model of the international capital market. Journal of economic theory, 8(4), 500-524.
52. Yang, S.-Y., & Doong, S.-C. (2004). Price and Volatility Spillovers between Stock Prices and Exchange Rates: Empirical Evidence from the G-7 Countries. International Journal of Business, 3(2), 139-153.

[Downloaded from mieaoi.ir on 2026-11-26]